

La courbe de Kuznets environnementale : une validité empirique en 2023 ?

Marko Blanus, Nicolas Chesaux et Johann Gremaud*

Juin 2023

Résumé

Cette étude se concentre sur la courbe de Kuznets environnementale et sa validité empirique dans le cas des gaz à effet de serre, de telle sorte à appréhender de manière plus approfondie les politiques environnementales. Nous avons recours aux données mises à disposition par l'OCDE relatives à 45 pays étudiés au cours d'une période s'étalant de 1990 à 2018. Différents modèles de régression panel de forme linéaire et quadratique sont employés dans le but d'identifier si une courbe de Kuznets environnementale apparaît dans les données. Ceux-ci nous permettent par ailleurs d'estimer les seuils d'inflexion et de neutralité des émissions de gaz à effet de serre. Les résultats obtenus révèlent une relation linéaire, monotone croissante, entre les émissions de gaz à effet de serre et le revenu, rejetant l'hypothèse d'une courbe de Kuznets environnementale. Une attention particulière doit être accordée aux effets temporels négatifs. Il apparaît en effet que la pollution atmosphérique est principalement déterminée par d'autres facteurs, comme les effets conjoncturels, plutôt que par le revenu économique. Ces conclusions mettent en évidence la nécessité de comprendre cette relation et d'analyser les facteurs pouvant influencer les émissions de gaz à effet de serre. Nous proposons ainsi d'orienter les décisions politiques vers des solutions plus efficaces et durables basées sur la décroissance comme réponse aux enjeux de changement climatique.

*Contactez-nous *via* : marko.blanus@unil.ch, nicolas.chesaux@unil.ch, johann.gremaud@unil.ch

Contents

1	Introduction	3
2	Contexte et données	4
2.1	Contexte	4
2.2	Données	6
3	Analyse descriptive	8
4	Résultats	11
5	Conclusion	17
6	Bibliographie	20
7	Annexes	22

1 Introduction

La courbe de Kuznets est une théorie économique élaborée par Simon Kuznets dans les années 1950 [5], décrivant la relation en forme de U inversé entre le développement économique et les inégalités. Au début des années 1990, cette théorie est appliquée pour la première fois au domaine de l’environnement [4], donnant naissance à la notion de courbe de Kuznets environnementale (CKE). Cette dernière rend compte de la relation entre le développement économique et les atteintes à l’environnement. En théorie, la CKE postule qu’au stade initial du développement économique, les dommages environnementaux ont tendance à s’accroître, puis, au-delà d’un certain seuil, la relation s’inverse et devient négative, entraînant une amélioration de la qualité environnementale conjointement à une augmentation du revenu. La CKE permet ainsi d’appréhender les comportements humains et leur rapport à l’environnement en fonction de leur richesse.

Figure 1: Courbe de Kuznets environnementale



Ces études ont eu une importance significative dans le contexte des politiques mondiales en ce qui concerne la gestion environnementale. En effet, les décisions en matière de politique environnementale se sont reposées sur la théorie de la CKE. Malgré cet enjeu majeur, cette théorie n’a fait l’objet que de très peu de recherche depuis son développement. Pourtant, l’urgence climatique que nous rencontrons en 2023 implique qu’il est impératif de s’assurer que les acquis sont véridiques et que les décisions politiques sont efficaces et durables.

Près de trois décennies après la première publication de ces recherches, nous sommes forcés de

constater que les préjudices environnementaux, notamment les émissions de gaz à effet de serre (GES), n'ont en apparence pas connu une réduction significative, du moins pas autant que celle prédite par la courbe de Kuznets environnementale. Cette situation suscite des interrogations quant à la validité de cette relation et remet en question les liens de causalité qui lui sont inhérents. Se poser ces questions s'avère crucial afin de déterminer si les politiques doivent continuer à se fonder sur cette théorie.

La présente étude vise ainsi à examiner la validité empirique de la courbe de Kuznets environnementale en 2023, soit trente ans après sa première formulation théorique. Notre objectif est de déterminer s'il existe une relation causale en U inversé entre le produit intérieur brut (PIB) par habitant et les émissions de dioxyde de carbone (CO₂) et plus généralement les émissions de GES par habitant. Nous reprenons la base de la littérature et la confrontons à l'ensemble des données environnementales disponibles en 2023, permettant une actualisation de la théorie de la CKE. Pour cela, nous nous appuyons sur les recherches de M.A. Cole, A.J. Rayner and J.M. Bates, (1997), *The environmental Kuznets curve: an empirical analysis* [1] et de Stern, D.I., (2017), *The environmental Kuznets curve after 25 years* [9]. Cette démarche se montre nécessaire au vu du fait que les créateurs de cette hypothèse n'avaient pas accès à des données aussi précises et étendues lors de l'élaboration de celle-ci.

Afin de conduire cette analyse, ce papier présente en premier lieu le contexte dans lequel celle-ci s'inscrit, puis fournit une description des données utilisées, suivie d'une analyse descriptive approfondie de ces dernières. La méthodologie employée pour répondre à la question de recherche sera exposée. Enfin, une présentation des résultats obtenus sera effectuée, suivie d'une discussion des conclusions pouvant être tirées de ces résultats.

2 Contexte et données

2.1 Contexte

Cette étude s'inscrit dans un contexte où la gestion des dommages environnementaux revêt une urgence grandissante. Depuis plusieurs années, les politiques visant à réduire l'empreinte écologique de l'humanité se multiplient afin de bâtir un avenir durable et neutre en carbone. Cependant, aucune approche ne semble susciter un consensus unanime et l'efficacité des mesures environnementales

est souvent remise en question. Il est donc essentiel de comprendre les comportements humains et leur relation avec l'environnement, dans le but de mieux appréhender tant les réactions face à ces politiques que leur efficacité sur la réduction des émissions de GES.

Les données économiques et environnementales disponibles sont de plus en plus nombreuses, avec des mesures plus précises. Les émissions de gaz à effet de serre sont notamment mesurées dans les pays de l'OCDE depuis 1990, ce qui offre un terrain fertile pour examiner empiriquement la validité de la courbe de Kuznets environnementale sur les trente dernières années. La richesse de ces données vient de l'agrégation des différents gaz à effet de serre en équivalent CO₂, tenant ainsi compte de leur nocivité respective. Nous disposons également d'un vaste éventail de variables de contrôle et explicatives, nous permettant d'approfondir davantage les connaissances par rapport à la littérature existante, et notamment les publications les plus récentes, dont la plupart remontent à plusieurs années (*p.ex. Stern, D. I. (2017) [9]*).

La littérature existante sur le sujet est cependant très divisée quant à la validité empirique de la courbe de Kuznets environnementale. Comme le montre la méta-analyse de Sarkodie et Strezov (2019) [8], une majorité d'études se concentrent sur l'existence empirique de cette théorie dans un pays donné, sans réaliser de comparaison internationale. Ces études ont tendance à valider l'hypothèse de la CKE dans une majorité de pays développés et en développement. Nous notons cependant que l'effet causal de ces résultats paraît difficilement défendable au vu du peu de données utilisables dans une analyse unilatérale.

Sarkodie et Strezov (2019) [8] présentent aussi un certain nombre d'études s'intéressant à des panels de pays, lesquelles se montrent plus pessimistes quant à la validité empirique de la CKE, mais restent divisées. Deux cas de figure semblent se présenter : soit la théorie est validée, soit la littérature observe une relation positive entre dommages à l'environnement et croissance économique. Par ailleurs, certaines études réalisées sur des panels de pays pourtant similaires rendent des résultats de validation différents. Ce papier permettra d'ajouter une position dans ce débat, en considérant des observations de 45 pays de l'OCDE sur une période de presque 30 ans.

Nous apportons des détails supplémentaires sur les variables que cette étude choisit dans la section suivante. Celle-ci présente en détail les données utilisées pour conduire notre analyse de la validité empirique de la CKE.

2.2 Données

Variable dépendante. La théorie de la courbe de Kuznets environnementale repose sur le fait que les dommages à l’environnement liés à l’activité humaine tendraient à diminuer au-delà d’un certain seuil de richesse. Nous devons ainsi trouver une mesure fiable des dommages environnementaux. Cette étude fait le choix de se focaliser sur les émissions de gaz à effets de serre pour deux raisons. D’abord, la science a prouvé depuis longtemps le rôle de ces gaz dans le réchauffement de l’atmosphère terrestre, causant un changement de température à l’échelle planétaire. Ensuite, cette observation est connue et admise depuis longtemps, de telle sorte que les émissions de GES sont bien observées dans de nombreux pays.

Les données sont extraites de la base de données de l’Organisation de Coopération et de Développement Économiques (OCDE), *OECD Statistics* [22]. Celle-ci contient des estimations des émissions de GES pour 45 pays membres et non-membres de l’OCDE, sur la période 1990-2021. Les observations sont annuelles et par pays. Cette base de données est particulièrement intéressante du fait qu’elle contient les émissions de différents GES (CO₂, CH₄, N₂O, HFC et PFC, SH6) en tonnes d’équivalent CO₂. Cette conversion permet une agrégation des dommages environnementaux.

Afin d’obtenir une vision globale des dommages, nous avons choisi deux axes d’évaluation de la théorie de la CKE dans le cadre des GES : les émissions de CO₂ (en tonnes) ainsi que les émissions totales de GES (en tonnes d’équivalent CO₂) par personne. Nous avons utilisé les données de *World Bank Data* [18] sur l’évolution de la population de ces 45 pays afin de normaliser les émissions par rapport aux mouvements démographiques.

Variable indépendante. Cette étude prend comme mesure de richesse le PIB par habitant. Cette spécification permet de préciser l’évolution de la production du pays en capturant les effets liés à la population. De plus, afin d’avoir une base de comparaison entre les pays, le PIB par habitant a été corrigé pour l’inflation au moyen d’un déflateur et est donc exprimé en termes réels.

Les données du PIB, de la population et de l’inflation proviennent toutes de *World Bank Data* [12] [18] [13]. Les observations sont annuelles et correspondent à la période 1990-2021 pour la totalité des 45 pays considérés.

Il faut ici reconnaître que cette mesure ne représente pas parfaitement la richesse d’un pays, notamment car elle ne tient pas compte des inégalités internes, ni de la qualité de la production.

Cette variable a toutefois l'avantage d'être mesurée de manière fiable et constante à travers les pays, c'est pourquoi ce papier s'appuiera dessus comme variable explicative.

Variables de contrôle. Nous classifions les variables de contrôle choisies selon trois types de biais potentiels identifiés. Premièrement, nous isolons les effets liés à des changements dans la composition du mix énergétique. Deuxièmement, nous capturons les effets liés à des évolutions dans la composition de la population. Enfin, nous isolons les facteurs macroéconomiques capturant des changements dans la structure de l'économie. Pour toutes les variables de contrôle, les données sont annuelles et par pays et s'étalent sur la période 1990-2021.

La variable du mix énergétique que nous considérons est la consommation d'énergie fossile en pourcentage de la consommation totale du pays (*World Bank Data* [11]). Nous avons aussi considéré l'inclusion de la consommation d'énergie renouvelable (*World Bank Data* [10]). Cependant, ces deux variables présentent souvent entre elles une corrélation négative très élevée. Sur tous les pays, nous trouvons un indice de Pearson de -0.7. Cela ne semble pas créer de problème de multicollinéarité, mais cette différence semble principalement attribuable à des divergences statistiques. En effet, pour un pays où la mesure est fiable, par exemple la Suisse, cet indice de corrélation bondit à -0.934. Cette étude fait donc le choix d'inclure la consommation d'énergie fossile, cette variable présentant systématiquement une significativité statistique élevée.

Nous cherchons à capturer les effets liés à des changements dans la composition de la population par plusieurs variables de contrôle. Nous isolons l'état de santé de la population au moyen de l'espérance de vie (en années) pour un individu moyen prévalant dans un pays. Nous tenons compte des effets des déplacements de population par la migration nette (en nombre d'individus) par pays. Nous capturons les effets de l'urbanisation par la densité de la population au kilomètre carré (en nombre d'individus). (*World Bank Data* [14] [15] [17]).

Cette étude contrôle aussi pour les effets macroéconomiques de cycle et de tendance générale. Nous isolons le changement technologique dans un pays au moyen du nombre de demandes de brevets effectuées par des résidents. Nous capturons la capacité fiscale d'un pays, liée à la possibilité d'internaliser les externalités de pollution, au moyen du revenu fiscal en pourcentage du PIB. Nous isolons aussi les effets liés aux cycles économiques au moyen du taux de chômage national en pourcentage de la force de travail. Enfin, nous contrôlons pour l'ouverture d'un pays au commerce international par le pourcentage de commerce (c.-à-d. importations et exportations) en rapport du PIB. Cette variable cherche à capturer le fait qu'un pays relativement plus ouvert au commerce

peut importer ou exporter des émissions de GES non enregistrées par la comptabilité nationale. (*World Bank Data* [16] [19] [21] [20]).

Sélection d'échantillon. Sur la base de données originelle de l'OCDE concernant les émissions de gaz à effets de serre, nous avons dû exclure certains pays : Malte, le Lichtenstein et Monaco. Ceux-ci sont en effet extrêmement petits et risquent de perturber les estimateurs du fait de leur caractère de paradis fiscaux au PIB par habitant très élevé.

De plus, le fait que la base de données commence en 1990 est problématique dans le cas des pays de l'ex-URSS qui connaissaient alors un changement drastique de régime économique, accompagné d'inflation et d'instabilité monétaire, et plus généralement de pauvreté. Lors de la déflation et de la conversion en dollars US, les valeurs du PIB par habitant deviennent ainsi extrêmement basses. Nous avons donc filtré les valeurs pour lesquelles $\log(Y_{i,t}) < 6$, c'est-à-dire les valeurs où le PIB par habitant réel en dollars courants est plus petit que \$403.43. Cela revient à ne pas considérer les années 1990 à 1994 pour les pays de l'ex-URSS.

Enfin, pour un certain nombre de pays observés par l'OCDE, les chiffres postérieurs à 2019 n'étaient pas publiés au moment de la rédaction de ce papier et ces observations doivent donc être ignorées. Cette étude fait aussi le choix de ne pas considérer les chiffres de 2019, afin d'éviter de capturer les impacts potentiels du début de la pandémie de Covid-19 qui auraient pu influencer nos estimations. Le jeu de données sélectionné court donc de 1990 à 2018.

La section suivante de ce papier présente une analyse descriptive de ces données, afin d'explorer plus en détail leur implication dans la validation de la théorie de la courbe de Kuznets environnementale.

3 Analyse descriptive

Une analyse préliminaire des données (voir Table 1 ci-après) met en avant une disparité significative entre les niveaux de PIB par habitant et entre les émissions de CO₂/GES selon les pays. En effet, le PIB par habitant réel varie de 414 dollars à 120 000 dollars, soit un rapport de 290 entre les deux extrêmes. En ce qui concerne les émissions de CO₂ et de GES, un rapport supérieur à 10 est observé entre les valeurs extrêmes. Il convient donc de noter que notre échantillon de données est caractérisé par une grande diversité et des écarts-types importants.

Table 1: Statistiques descriptives des variables dépendantes, indépendantes et de contrôle.

	Mean	SD	Min	Max	N
PIB réel par habitant (US\$)	22886.73	20022.75	414.44	1.2e+05	1181.00
Emissions de CO2 par personne	8.81	4.46	1.42	32.15	1305.00
Emissions de GES par personne (éq. CO2)	11.68	5.54	2.91	34.56	1102.00

Notes : Ce tableau contient les moyennes, erreurs-standard, valeurs minimales et maximales et nombres d’observations des variables dépendantes et indépendantes (respectivement). Les émissions sont en tonnes de CO2 par habitant (tonnes d’équivalent CO2 par habitant). Les données proviennent d’OCDE.Stat et de World Bank Data (1990-2020).

Les données par pays (voir Table 6 dans 7. Annexes) dégagent une tendance : plus le PIB par habitant moyen d’un pays est élevé, plus les émissions moyennes de CO2 et de GES par personne ont tendance à être élevées. Cette observation brute de nos données semble ainsi remettre en question la validité de la théorie de la CKE. En effet, le constat *a priori* des données présentées dans la Table 6 indique une relation positive entre le niveau de richesse économique et les émissions de CO2/GES.

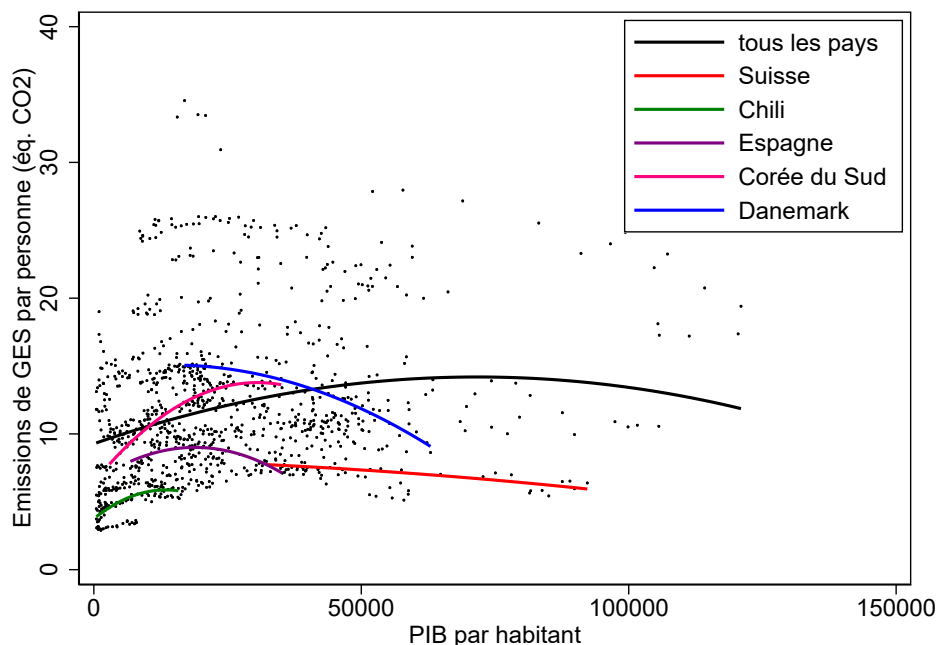
Cependant, cette tendance n’est pas universelle pour tous les pays. Par exemple, bien que le PIB moyen par habitant soit approximativement similaire en Suisse et au Luxembourg, les émissions moyennes de GES sont nettement plus faibles en Suisse. Cette disparité soulève des questions quant à la mesure des émissions de GES dans chaque pays et à l’influence d’autres facteurs, tels que les facteurs culturels. Celle-ci indique la nécessité de capturer l’hétérogénéité dans notre méthode d’analyse.

Le coefficient de corrélation entre les émissions de CO2 et de GES étant de 0.947 (voir Matrice de corrélation 6 dans Figure 4 dans 7. Annexes), les niveaux de ces deux variables évoluent généralement de manière similaire. Les gaz à effet de serre englobant une gamme plus large de substances, telles que le dioxyde de carbone, le méthane, le protoxyde d’azote et d’autres polluants, qui contribuent tous aux changements climatiques, nous privilégierons donc les résultats de l’analyse des émissions de GES pour leur complétude.

Une première analyse graphique des émissions de CO2/GES par habitant sur le PIB par habitant révèle bien une relation en U inversé. En effet, avec une approche naïve (régression ”pooled”, sans variable de contrôle, par la méthode des moindres carrés ordinaire), la courbe de Kuznets environnementale semble bien se dessiner (voir Figure 2, et Figure 3 dans 7. Annexes), avec une augmentation des émissions de GES au premier stade du développement économique, puis une

diminution de ces émissions passé un certain seuil. Cette dynamique est présente pour la plupart des pays que nous observons. Nous constatons que les seuils diffèrent entre chaque pays, indiquant à nouveau de l'hétérogénéité dans la relation entre croissance et émissions.

Figure 2: Analyse de données exploratoire (GES)
(Emissions de GES par personne contre PIB par habitant, avec lignes de régression générale et par pays)



Notes : Les variables utilisées ne sont pas logarisées. Aucune variable de contrôle n'a été insérée dans la régression. Il s'agit d'une simple minimisation des résidus au carrés (MCO) de forme quadratique afin d'obtenir une vision *a priori* de la relation entre les deux variables. Cette régression est réalisée pour l'ensemble des données, et pour quelques pays choisis. Les émissions sont en tonnes d'équivalent CO2 et le PIB en dollars courants.

Un deuxième constat important qui émerge de l'analyse graphique des données, et qui semble soutenir la théorie de la CKE, concerne les pays développés et les pays en développement. Les pays développés semblent déjà avoir amorcé une phase de décroissance en ce qui concerne leurs émissions de GES, à mesure que leur PIB par habitant augmente, alors que les pays en développement commencent à peine à atteindre leur seuil d'inflexion avec des PIB par habitant plus faible.

La Table 8 (voir 7. Annexes) décrit les régressions quadratiques présentes sur ces graphiques (c.-à-d. Figures 2, et 3). Il en ressort un seuil d'inflexion des émissions de gaz à effets de serre à un niveau de PIB par habitant de 71'503 dollars. Cette estimation semble soutenir la théorie de la courbe de Kuznets environnementale avec des résultats raisonnables, le seuil étant inclus dans le spectre des PIB observés.

Cependant, nous ne devons pas tirer de conclusions hâtives de ces observations. Cette première analyse souffre évidemment de biais de variables omises. Il est certain que les émissions de GES sont influencées par d'autres facteurs qui, s'ils ne sont pas pris en compte, vont surestimer l'effet du PIB par habitant sur les dommages environnementaux. De plus, le manque d'effets fixes, d'effets temporels et de clustering des résidus peut mener à une surestimation des coefficients.

Afin de capter une partie de ces biais, certaines variables de contrôles présentant une corrélation avec la variable dépendante et indépendante ont été considérées. Les différentes matrices de corrélation obtenues sont exposées dans la Figure 4 (voir 7. Annexes). L'inclusion des variables de contrôle ne prétend pas capturer l'intégralité des biais, mais limite ceux-ci autant que possible.

Nous exposons dans la section suivante (4. Résultats) le modèle d'estimation sur lequel cette étude s'appuie, ainsi que les résultats obtenus par différentes méthodes de régression. Nous pourrions ainsi pousser plus loin l'analyse descriptive qui vient d'être réalisée.

4 Résultats

Modèle. Cette étude s'appuie sur le modèle défini par Cole, Rayner et Bates (1997) [1] comme hypothèse d'identification. Celui-ci postule l'existence d'une fonction f en U inversé des dommages à l'environnement selon la richesse par habitant $Y_{i,t} := \frac{PIB}{Pop}_{i,t}$, des facteurs propres au pays F_i et d'autres facteurs exogènes $X_{i,t}$:

$$E_{i,t} = f(Y_{i,t}, F_i, X_{i,t}) \quad (1)$$

La fonction f est estimée comme suit chez Cole, Rayner et Bates (1997) :

$$\log E_{i,t} = (\alpha + \mu_i F_i) + \beta_1 \log Y_{i,t} + \beta_2 (\log Y_{i,t})^2 + X_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

Cette étude considérera aussi la présence d'effets temporels : ceux-ci capturent les changements de conjoncture affectant l'ensemble des pays. La fonction f représentant notre modèle estimé devient alors :

$$\log E_{i,t} = (\alpha + \mu_i F_i) + \tau_t + \beta_1 \log Y_{i,t} + \beta_2 (\log Y_{i,t})^2 + X_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

La forme fonctionnelle quadratique log-log ci-dessus (3) présente un intérêt analytique pour deux raisons. Premièrement, elle permet d'identifier l'existence de la forme en U inversé de la CKE au moyen des signes des coefficients estimés. La validité empirique se traduirait en effet par $\beta_1 > 0$ et

$\beta_2 < 0$. Toute déviation de ces conditions signifierait un rejet de l'hypothèse de la CKE.

Deuxièmement, les interprétations des effets marginaux sont informatives. β_1 représente l'élasticité des émissions de GES par rapport au PIB par habitant $\frac{\partial \log E_{i,t}}{\partial \log Y_{i,t}}$ et capturera l'effet de la croissance sur la pollution atmosphérique.

De plus, les effets marginaux renseignent sur la pente de la CKE, i.e. $\beta_1 + 2\beta_2 \log Y_{i,t}$. Nous pouvons ainsi obtenir la valeur du seuil d'inflexion de la courbe, c'est-à-dire le PIB par habitant au-delà duquel les émissions décroissent (*ceteris paribus*). Nous calculerons le seuil d'inflexion estimé par :

$$\theta = \exp\left(-\frac{\beta_1}{2\beta_2}\right) \quad (4)$$

Il est aussi possible d'obtenir la valeur de neutralité carbone pour un "nouveau pays" composite dont les effets fixes seraient supposés nuls (*ceteris paribus*). Cette hypothèse n'est pas excessive, sachant que nous avons dans notre jeu de données des pays tels que l'Estonie ou l'Ukraine qui sont apparus en 1990 avec un niveau de développement extrêmement faible. Nous calculerons le seuil de neutralité carbone estimé par :

$$\theta_0 = \exp\left(-\frac{\beta_1}{\beta_2}\right) \quad (5)$$

Nous présentons maintenant les résultats obtenus avec un modèle MCO "pooled", puis avec un modèle de données panel, respectivement avec effets fixes et effets fixes et temporels, selon les équations (2) et (3) définies ci-dessus.

Régression "pooled" par MCO. Nous établissons tout d'abord un référentiel au moyen d'une simple régression par moindres carrés ordinaires sur l'intégralité des données, sans distinction de pays. (i.e. *pooled regression*). Ce modèle nous permet d'obtenir une première vision d'ensemble de la possibilité d'existence empirique d'une CKE. Les estimations sont contenues dans Table 9, Table 10 (voir 7. Annexes) pour les émissions de CO2 et GES, respectivement.

Premièrement, ces résultats valident l'utilisation du PIB par habitant comme variable explicative, de même que les variables de contrôle choisies. En effet, le PIB par habitant seul semble déjà expliquer une bonne partie de la variance des émissions de CO2 et de GES (R^2 d'environ 15%, colonnes (1) et (3) des Tables 9 et 10). L'ajout de variables de contrôle pousse le R^2 ajusté à environ 40%. Même si la significativité des variables de contrôle est faible, des excellentes F -stat nous poussent à les conserver pour les modèles futurs (colonnes (2) et (4) des Tables 9 et 10).

Deuxièmement, nous pouvons noter que la forme de la CKE se dessine bien, avec des signes

positifs pour β_1 et négatifs pour β_2 (colonnes (2) et (4) des Tables 9 et 10). Cependant, ceux-ci ne sont pas significatifs pour les régressions avec émissions de CO2. Les coefficients estimés d’une régression des émissions de GES avec des contrôles montrent cependant une certaine significativité statistique, bien que faible (5% pour β_1 , 10% pour β_2).

Cette analyse généraliste apporte déjà des informations importantes. Elle donne en effet des signes que l’hypothèse de la CKE puisse être validée empiriquement au moyen des variables explicatives choisies. Nous apprenons aussi que le revenu semble mieux expliquer l’évolution des émissions de GES totales que celle du CO2 uniquement, avec des estimations statistiquement significatives. Les R^2 ajustés ainsi que les F -stats sont par ailleurs plus élevés. Le tableau suivant (Table 2) expose cela.

Table 2: Régressions "pooled" des émissions de CO2 et GES.

	(1)	(2)	(3)	(4)
	CO2	CO2	GES	GES
$\log Y_{i,t}$	0.175* (0.0945)	0.231 (0.401)	0.111 (0.120)	0.857** (0.393)
$(\log Y_{i,t})^2$		-0.00323 (0.0238)		-0.0421* (0.0226)
N	854	854	754	754
Adjusted R^2	0.3859	0.3859	0.3938	0.4092
F -stat	81.29***	76.65***	96.99***	94.35***
Contrôles	✓	✓	✓	✓

Notes : Ce tableau condense les estimations de coefficients pour des régressions des émissions de CO2 et de GES "pooled" avec contrôles, pour des formes linéaires et quadratiques. Les erreurs standards robustes et clustered par pays sont entre parenthèses. Les données proviennent d’OCDE.Stat et de World Bank Data (1990-2020).

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Cependant, ces estimations ne sont pas dénuées de biais, et il serait bénéfique de considérer l’hétérogénéité entre les pays analysés dans nos régressions. Nous utilisons donc un modèle à effets fixes afin de capturer ces différences individuelles.

Test de Hausman. Avant de considérer les résultats obtenus avec un modèle avec effets fixes (voir équation (2)), nous devons motiver le non-usage d’un modèle avec effets aléatoires. Les résultats d’un test de Hausman pour les différentes régressions d’émissions de CO2 et de GES sont inclus dans Table 11 (voir 7. Annexes). Ceux-ci montrent une différence significative entre modèles à un seuil de 1% dans tous les cas. Ce résultat n’est pas surprenant : les caractéristiques propres d’un pays n’apparaissent pas être déterminées aléatoirement, mais par des facteurs historiques ou

géopolitiques notamment.

Effets fixes. La prise en compte des facteurs propres à chaque pays, au moyen d'effets fixes, rend des résultats très différents d'une régression "pooled". Ainsi, la courbe de Kuznets environnementale se dessine clairement dans les données.

Tout d'abord, les signes de β_1 et β_2 soutiennent la relation en U inversé (Table 3 ci-après). De plus, le coefficient β_1 est statistiquement significatif à un seuil de 1% pour expliquer les émissions de CO2 et de GES. Quant à β_2 , celui-ci fait preuve d'une significativité statistique à un seuil de 1% pour expliquer les émissions de GES, et de 5% pour les émissions de CO2. Nous observons ainsi le même phénomène qu'avec la régression "pooled": le PIB par habitant explique mieux la variation des émissions de GES que de CO2.

De plus, les R^2 ajustés deviennent très élevés après l'ajout d'effets fixes. Les variables choisies expliquent près de 97% de la variation des émissions de GES et de CO2. Les F -stat sont quant à elles aussi élevées, et toutes statistiquement significatives, justifiant l'utilisation de notre modèle exprimé en (2). (Voir Table 3 ci-après).

Table 3: Régressions des émissions de CO2 et GES avec effets fixes.

	(1) CO2	(2) CO2	(3) GES	(4) GES
$\log Y_{i,t}$	0.0662*** (0.0221)	0.348*** (0.119)	0.0456* (0.0259)	0.491*** (0.133)
$(\log Y_{i,t})^2$		-0.0176** (0.00745)		-0.0267*** (0.00794)
N	854	854	754	754
Adjusted R^2	0.9683	0.97	0.9661	0.9705
F -stat	61.57***	63.33***	44.80***	56.82***
Contrôles	✓	✓	✓	✓
Effets fixes	✓	✓	✓	✓

Notes : Ce tableau condense les estimations de coefficients pour des régressions des émissions de CO2 et de GES avec effets fixes et contrôles, pour des formes linéaires et quadratiques. Les erreurs standards robustes et clustered par pays sont entre parenthèses. Les données proviennent d'OCDE.Stat et de World Bank Data (1990-2020).

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Avec ces coefficients estimés, nous sommes en mesure de calculer les seuils d'inflexion θ et de neutralité carbone θ_0 selon les équations (4) et (5). Ces seuils sont exposés dans la Table 4 ci-après. Nous observons que les valeurs d'inflexion semblent faibles : la décroissance des émissions de CO2 intervient à partir de 19'660 US\$ de PIB par habitant, et de 9'845 US\$ pour les émissions de GES.

Cependant, ces résultats sont congruents avec les seuils estimés à travers la plupart de la littérature¹. Ces seuils sont encourageants quant à une validation empirique de la CKE. Ils le sont aussi quant à la réduction des dommages à l'environnement, puisque celle-ci semble intervenir assez tôt dans le processus de développement. En effet, la moyenne du PIB par habitant dans les données est de 22'886 US\$ réels, ce qui est plus élevé que les seuils d'inflexion estimés pour les émissions de CO2 et de GES.

Toutefois, lorsque nous nous penchons sur le seuil de neutralité carbone pour un pays composite, ces coefficients se montrent moins encourageants. Ainsi, le zéro net serait atteint avec un PIB par habitant de l'ordre des 10^8 et 10^7 pour les émissions de CO2 et de GES respectivement. Cela s'explique par le fait que la pente de décroissance estimée (i.e. β_2) est relativement faible. Ainsi, ces coefficients montrent que si la CKE n'est pas invalidée à ce stade de notre analyse, elle montre des signes de faiblesse quant à la réduction totale des émissions de GES.

Cette analyse comporte toutefois encore des points de vulnérabilité. En effet, nous ne contrôlons pas pour des effets de large échelle qui pourraient influencer l'intégralité des pays observés. Il est possible que certains facteurs inobservés de conjoncture (macroéconomique, culturelle, etc.) soient responsables de la décroissance observée des émissions. Nous tenterons de résoudre ces biais au moyen d'un modèle avec effets fixes et temporels, dont les résultats sont exposés ci-après.

Table 4: Seuils d'inflexion et de neutralité.

	(1) CO2	(2) GES	(3) CO2	(4) GES
Seuil d'inflexion	19660	9845	8.63e34	7199151
Seuil de neutralité	3.86e8	9.69e7	7.46e69	5.18e13
Contrôles	✓	✓	✓	✓
Effets fixes	✓	✓	✓	✓
Effets temporels			✓	✓

Notes : Ce tableau contient les seuils d'inflexion et de neutralité carbone estimés selon les équations (4) et (5). Les régressions sont de forme quadratique, utilisant des données panels avec effets fixes et temporels, et des contrôles. Les coefficients utilisés pour calculer les seuils proviennent des Tables 3 et 5.

Effets fixes et temporels. Nous tenons désormais compte dans notre modèle de la présence d'effets temporels communs aux pays observés, selon l'équation (3). Ainsi, nous capturons désormais dans

¹Sarkodie et Strezov (2018) [8] réalisent une méta-analyse de la littérature existante sur la CKE. Ils y résument les différents seuils estimés par les études validant ou invalidant cette hypothèse. La majorité de ceux-ci sont en-dessous ou autour des 10'000 US\$.

nos régressions non seulement les effets propres à chaque pays, mais aussi les effets de période influençant l'intégralité des pays.

Tout d'abord, notons que ce modèle semble très bien identifier la relation entre émissions et PIB par habitant. Le R^2 ajusté est important, avec des valeurs de plus de 97.5% de variance expliquée. Les F -stat statistiquement significatives à un seuil de 1% dans toutes les régressions soutiennent cette observation. (Voir Table 5 ci-après).

Nous observons alors que les résultats sont fortement influencés par l'ajout d'effets temporels. En effet, si la forme de la courbe de Kuznets environnementale se dessine avec $\beta_1 > 0$ et $\beta_2 < 0$, les coefficients ne présentent plus aucune significativité statistique (voir Table 5 ci-après). Nous devons donc rejeter l'hypothèse de l'existence empirique d'une CKE. Ainsi, il semblerait que la baisse des émissions observée est due en grande partie à des effets conjoncturels négatifs. Ce résultat n'est pas surprenant au vu de la littérature existante ² et de l'exemple d'effet de conjoncture de la pandémie de COVID-19 ³.

Une des implications de ce rejet empirique de l'hypothèse de la CKE sont des valeurs de seuil d'inflexion θ et de neutralité carbone θ_0 extrêmement élevées. En effet, comme le montre le tableau ci-dessus (Table 4), le seuil d'inflexion des émissions de GES est un PIB par habitant de 7 millions d'US\$, et celui des émissions de CO2 explose à une échelle de 10^{34} US\$. Les seuils de neutralité carbone explosent aussi avec des valeurs de l'ordre de 10^{13} et de 10^{69} US\$ pour les GES et le CO2, respectivement. Cela s'explique par le fait que le coefficient de décroissance estimé (β_2) est très faible, la majorité des effets négatifs étant temporels.

Par ailleurs, le modèle estimé avec effets fixes et temporels pointent nos résultats dans une direction différente de celle d'une CKE. Il apparaît ainsi que la relation entre émissions et revenu est linéaire et monotone croissante. Les élasticités obtenues avec un modèle linéaire (colonnes (1) et (3) de la Table 5 ci-après) sont statistiquement significatives à un seuil de 1% pour les régressions des émissions de CO2 et de GES. Les R^2 ajustés et les F -stats élevés soutiennent ce constat. Nous observons alors que l'augmentation de 1% du PIB par habitant conduit à l'augmentation de 0.105% des tonnes de CO2 émises par un habitant, et à l'augmentation de 0.116% des tonnes de GES en équivalent CO2 émises par un habitant.

²Stern (2017) [9] identifie un impact similaire des effets temporels sur les émissions de certains gaz à effets de serre pris individuellement (ex. gaz soufrés, industriels, ...)

³Ray et al. (2022) [7] observent des effets négatifs sur les émissions de CO2 des mesures restrictives lors de la pandémie de COVID-19 dans 47 pays et 105 villes.

Table 5: Régressions des émissions de CO2 et GES avec effets fixes et temporels.

	(1)	(2)	(3)	(4)
	CO2	CO2	GES	GES
$\log Y_{i,t}$	0.105*** (0.0232)	0.116 (0.140)	0.116*** (0.0340)	0.222 (0.139)
$(\log Y_{i,t})^2$		-0.000721 (0.00899)		-0.00703 (0.00841)
N	854	854	754	754
Adjusted R^2	0.9761	0.9761	0.9770	0.9771
F -stat	30.00***	29.11***	27.93***	27.44***
Contrôles	✓	✓	✓	✓
Effets fixes	✓	✓	✓	✓
Effets temporels	✓	✓	✓	✓

Notes : Ce tableau condense les estimations de coefficients pour des régressions des émissions de CO2 et de GES avec effets fixes, temporels et contrôles, pour des formes linéaires et quadratiques. Les erreurs standards robustes et clustered par pays sont entre parenthèses. Les données proviennent d'OCDE.Stat et de World Bank Data (1990-2020).

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Ainsi, le résultat principal de cette étude est tel que nous devons rejeter l'existence empirique d'une courbe de Kuznets environnementale. Nous privilégions une relation linéaire croissante entre richesse et émissions de gaz à effets de serre.

La suite de cette étude s'intéresse aux implications que l'invalidation de la courbe de Kuznets environnementale des émissions de gaz à effet de serre peut avoir sur les politiques gouvernementales. Sur la base de nos conclusions, nous émettrons aussi des recommandations sur la manière dont la CKE devrait être considérée dans de futures recherches.

5 Conclusion

Cet article, à travers une analyse approfondie des facteurs environnementaux et économiques, aboutit à l'invalidation de la théorie de la courbe de Kuznets environnementale pour les émissions de CO2, et plus généralement, les émissions de gaz à effets de serre. En effet, les résultats obtenus mettent en évidence des valeurs extrêmement élevées pour les points d'inflexion et de neutralité (voir Table 4 dans 4. Résultats), rendant impossible l'existence d'une CKE. Le développement économique survenu au cours des trente dernières années dans les 45 pays de l'OCDE considérés n'a pas eu d'impact significatif en ce qui concerne l'amélioration du niveau de l'environnement et

n’a donc pas inversé la tendance observée.

A première vue (voir Figure 2 dans 3. Analyse descriptive), il peut être tentant d’accepter l’hypothèse de la CKE. Cette tentation est renforcée par le fait que l’acceptation de cette théorie suggère qu’une des voies pour lutter contre la crise climatique consiste à accroître la richesse. Par conséquent, les décideurs politiques pourraient soutenir des mesures favorables au secteur économique, lui permettant de poursuivre son ”*business as usual*”, tout en négligeant des mesures restrictives.

Au contraire, notre étude démontre de manière convaincante que la croissance économique mène à une augmentation significative des dommages environnementaux. Les résultats obtenus révèlent une relation linéaire croissante entre le PIB par habitant et les émissions de gaz à effet de serre. Ces constatations sont cohérentes avec d’autres faits empiriques, tels que l’observation selon laquelle 50% des émissions mondiales de GES sont générées par l’activité des 10% de la population les plus riches, et 15% par les 1% les plus riches⁴[3].

L’influence des effets temporels se révèle cruciale dans l’invalidation de l’hypothèse de la CKE, suggérant ainsi que les dommages environnementaux sont principalement attribuables à des effets conjoncturels. Bien que la forme de la courbe de Kuznets environnementale puisse être observée, elle ne décrit aucune relation statistiquement significative entre le revenu et les émissions de GES. Ces résultats remettent en question la gestion des politiques environnementales, obligeant les décideurs à abandonner l’idée selon laquelle le développement économique seul constitue une solution suffisante aux problèmes environnementaux.

De plus, en l’état (*ceteris paribus*), certains objectifs de neutralité carbone semblent inatteignables. En effet, les estimations obtenues dans le cadre de cette étude démontrent que le développement économique conduit à une augmentation des émissions de GES, même pour des niveaux élevés de PIB par habitant (voir Table 5 dans 4. Résultats). La Suisse s’étant engagée à atteindre la neutralité carbone en 2050 [6], cela soulève la nécessité d’envisager d’autres moyens afin de contrer les dommages environnementaux.

Une solution qui découle ainsi directement de nos résultats et qui permettrait de prévoir un avenir durable est la décroissance. En effet, nous constatons que l’élasticité des émissions de GES par rapport au PIB par habitant est positive et significative, même après l’ajout d’effets fixes,

⁴Les 10% les plus riches sont les individus ayant un revenu annuel supérieur à 35’000\$, respectivement à 100’000\$ pour les 1%.

d'effets temporels et de variables de contrôle. Adopter des politiques restrictives permettrait ainsi de réduire les émissions de GES. Ainsi, les analyses de la pandémie de COVID-19 ont prouvé qu'une réduction de l'activité économique mène à une diminution importante des émissions carbonées, comme le montrent Ray et al. (2022) [7].

Enfin, une piste de recherche que nous recommandons pour suivre les traces cette étude serait de contrôler pour les risques d'endogénéité inhérents à la relation entre le développement économique et les dommages environnementaux. En effet, la dégradation environnementale peut avoir une influence sur l'activité économique (*ex. inondations, pollution*) en réduisant cette dernière, et générerait ainsi une relation inverse avec le revenu. La littérature a déjà démontré les effets négatifs de la dégradation environnementale sur la productivité, notamment dans le domaine agricole ⁵.

Pour étudier cette problématique, il serait idéal de trouver une variable instrumentale du revenu qui n'influence pas les dommages à l'environnement, ce qui peut s'avérer complexe. Cependant, cela permettrait potentiellement de donner un nouvel élan à la théorie de la courbe de Kuznets environnementale. Cette approche permettrait de mieux saisir les mécanismes sous-jacents et de fournir des éclairages supplémentaires sur la causalité entre richesse et dommages environnementaux.

⁵García-Barrio et García-Barrios (1990) [2] identifient les effets néfastes du développement économique sur l'environnement dans le domaine de l'agriculture au Mexique. En conséquence, la productivité du sol stagne.

6 Bibliographie

Littérature

- [1] M.A. Cole, A.J. Rayner, and J.M. Bates. “The environmental Kuznets curve: an empirical analysis”. In: *Environment and Development Economics* 2.4 (2001), pp. 401–416.
- [2] R. García-Barrio and L. García-Barrios. “Environmental and technological degradation in peasant agriculture: A consequence of development in Mexico”. In: *World Development* 18.11 (1990), pp. 1569–1585.
- [3] Tim Gore. “Carbon inequality in 2030: Per capita consumption emissions and the 1.5C goal”. In: *Institute for European Environmental Policy, Oxfam* (2021).
- [4] Gene M. Grossman and Alan B. Krueger. “Economic Growth and the Environment”. In: *The Quarterly Journal of Economics* 110.2 (1995), pp. 353–377.
- [5] Simon Kuznets. “Economic Growth and Income Inequality”. In: *The American Economic Review* 45.1 (1955), pp. 1–28.
- [6] Office fédéral de l’environnement OFEV. *Objectif de zéro net d’ici à 2050*. URL: <https://www.bafu.admin.ch/bafu/fr/home/themes/climat/info-specialistes/reduction-emissions/objectifs-reduction/objectif-2050.html>. (Consulté le 29 mai 2023).
- [7] Ram L. Ray and al. “What is the impact of COVID-19 pandemic on global carbon emissions?”. In: *Science of The Total Environment* 816 (2022).
- [8] S.A. Sarkodie and V. Strezov. “A review on Environmental Kuznets Curve hypothesis using bibliometric and meta-analysis”. In: *Science of the Total Environment* 649 (2019), pp. 128–145.
- [9] David I. Stern. “The environmental Kuznets curve after 25 years”. In: *Journal of Bioeconomics* 19 (2017), pp. 7–28.

Données

- [10] The World Bank. *Alternative and nuclear energy (% of total energy use)*. URL: <https://data.worldbank.org/indicator/EG.USE.COMM.CL.ZS>. (Data extracted on 24 April 2023 from The World Bank Data).
- [11] The World Bank. *Fossil fuel energy consumption (% of total)*. URL: <https://data.worldbank.org/indicator/EG.USE.COMM.FO.ZS>. (Data extracted on 12 April 2023 from The World Bank Data).
- [12] The World Bank. *GDP (current US\$)*. URL: <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.CD>. (Data extracted on 10 April 2023 from The World Bank Data).
- [13] The World Bank. *GDP deflator (base year varies per country)*. URL: <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.DEFL.ZS>. (Data extracted on 10 April 2023 from The World Bank Data).
- [14] The World Bank. *Life expectancy at birth, total (years)*. URL: <https://data.worldbank.org/indicator/SP.DYN.LE00.IN>. (Data extracted on 10 April 2023 from The World Bank Data).
- [15] The World Bank. *Net migration*. URL: <https://data.worldbank.org/indicator/SM.POP.NETM>. (Data extracted on 10 April 2023 from The World Bank Data).

- [16] The World Bank. *Patent applications, residents*. URL: <https://data.worldbank.org/indicator/IP.PAT.RESD>. (Data extracted on 11 April 2023 from The World Bank Data).
- [17] The World Bank. *Population density (people per square kilometer of land area)*. URL: <https://data.worldbank.org/indicator/EN.POP.DNST>. (Data extracted on 24 April 2023 from The World Bank Data).
- [18] The World Bank. *Population, total*. URL: <https://data.worldbank.org/indicator/SP.POP.TOTL>. (Data extracted on 24 April 2023 from The World Bank Data).
- [19] The World Bank. *Tax revenue (% of GDP)*. URL: <https://data.worldbank.org/indicator/GC.TAX.TOTL.GD.ZS>. (Data extracted on 12 April 2023 from The World Bank Data).
- [20] The World Bank. *Trade (% of GDP)*. URL: <https://data.worldbank.org/indicator/NE.TRD.GNFS.ZS>. (Data extracted on 11 April 2023 from The World Bank Data).
- [21] The World Bank. *Unemployment, total (% of GDP)(national estimate)*. URL: <https://data.worldbank.org/indicator/SL.UEM.TOTL.NE.ZS>. (Data extracted on 11 April 2023 from The World Bank Data).
- [22] OECD Statistics. *Greenhouse gas emissions*. URL: <https://stats.oecd.org/>. (Data extracted on 14 March 2023 from OECD.Stat).

7 Annexes

Table 6: Statistiques descriptives des variables dépendantes et indépendantes par pays.

	Mean	SD	Min	Max	N
Luxembourg					
PIB réel par habitant (USD)	62678.45	38539.90	15589.94	1.2e+05	29.00
émissions de CO2 par personne	22.45	4.82	15.53	32.15	29.00
émissions de GES par personne (équ. CO2)	24.49	5.00	17.21	34.56	29.00
Suisse					
PIB réel par habitant (USD)	58090.62	21598.21	32266.76	92259.82	29.00
émissions de CO2 par personne	5.79	0.67	4.33	6.78	29.00
émissions de GES par personne (équ. CO2)	7.05	0.73	5.43	8.16	29.00
Japon					
PIB réel par habitant (USD)	39752.60	4844.97	27091.68	50311.29	29.00
émissions de CO2 par personne	9.75	0.34	9.02	10.32	29.00
émissions de GES par personne (équ. CO2)	10.57	0.34	9.75	11.04	29.00
Danemark					
PIB réel par habitant (USD)	38884.58	17019.76	16927.81	62947.52	29.00
émissions de CO2 par personne	10.00	2.23	6.27	14.45	29.00
émissions de GES par personne (équ. CO2)	12.84	2.51	8.63	17.55	29.00
Finlande					
PIB réel par habitant (USD)	31065.26	13450.60	11874.33	51450.97	29.00
émissions de CO2 par personne	11.01	1.59	8.05	13.94	29.00
émissions de GES par personne (équ. CO2)	13.39	1.81	9.99	16.41	29.00
Espagne					
PIB réel par habitant (USD)	19941.22	9797.29	6828.28	35199.82	29.00
émissions de CO2 par personne	6.75	0.95	5.43	8.48	29.00
émissions de GES par personne (équ. CO2)	8.34	1.06	6.95	10.13	29.00
Corée du Sud					
PIB réel par habitant (USD)	15669.25	9684.85	2919.07	35027.33	29.00
émissions de CO2 par personne	10.16	2.04	5.88	12.89	29.00
émissions de GES par personne (équ. CO2)	11.32	2.11	6.81	14.09	29.00
Chili					
PIB réel par habitant (USD)	5985.99	5025.45	479.10	15795.71	29.00
émissions de CO2 par personne	3.66	0.79	2.26	4.78	29.00
émissions de GES par personne (équ. CO2)	4.94	0.79	3.53	6.06	29.00
Colombie					
PIB réel par habitant (USD)	3773.91	2796.65	527.98	7969.51	24.00
émissions de CO2 par personne	1.64	0.15	1.42	1.95	29.00
émissions de GES par personne (équ. CO2)	3.19	0.21	2.91	3.63	29.00

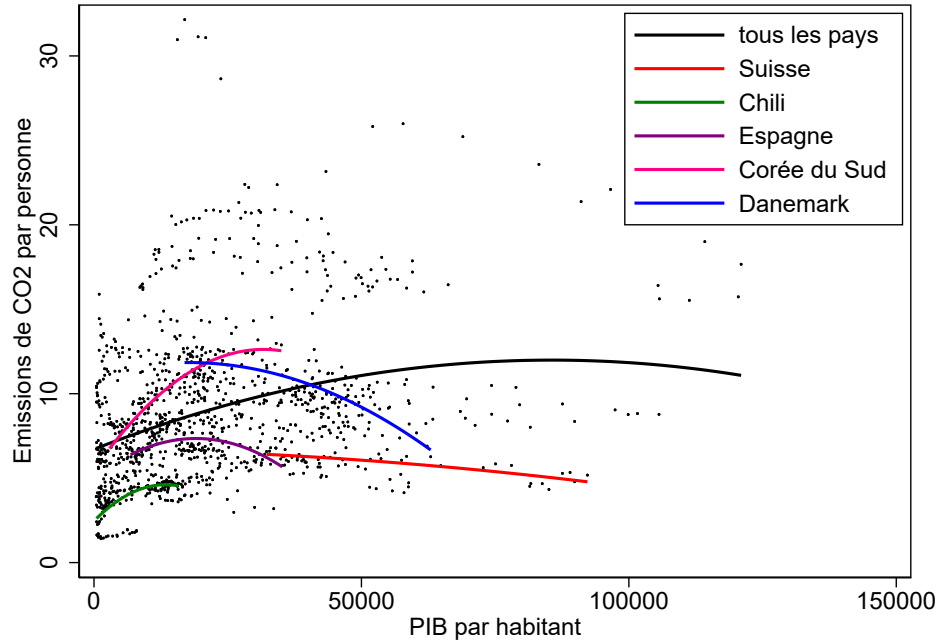
Notes : Ce tableau contient les moyennes, erreurs-standard, valeurs minimales et maximales et nombres d'observations des variables dépendantes et indépendantes (respectivement) par pays, pour un échantillon de pays. Les émissions sont en tonnes de CO2 par millier d'habitants (équ. kg de CO2 par habitant). Les données proviennent d'OCDE.Stat et de World Bank Data (1990-2020).

Table 7: Statistiques descriptives des variables dépendantes, indépendantes et de contrôle.

	Mean	SD	Min	Max	N
$\log CO2_{i,t}$	2.05	0.51	0.35	3.47	1305.00
$\log GES_{i,t}$	2.35	0.48	1.07	3.54	1102.00
$\log Y_{i,t}$	9.56	1.15	6.03	11.70	1181.00
$(\log Y_{i,t})^2$	92.69	20.84	36.32	136.97	1181.00
Fossil fuel cons.	76.56	18.27	10.25	100.00	1154.00
Life expectancy	76.44	4.35	63.50	84.21	1305.00
Net migration	66415.53	2.4e+05	-5.2e+05	1.9e+06	1305.00
Population density	137.31	206.19	2.22	1514.47	1295.00
Patent applications	18232.15	60106.06	2.00	3.9e+05	1211.00
Tax revenue	20.36	6.89	6.79	62.50	1168.00
Trade	89.47	53.28	15.81	362.42	1272.00
Unemployment	7.75	4.18	0.05	27.69	1263.00

Notes : Ce tableau contient les moyennes, erreurs-standard, valeurs minimales et maximales et nombres d'observations des variables dépendantes, indépendantes et de contrôle (respectivement). Les données proviennent d'OCDE.Stat et de World Bank Data (1990-2020).

Figure 3: Analyse de données exploratoire (CO2)
(Emissions de CO2 par personne contre PIB par habitant, avec lignes de régression générale et par pays)



Notes : Les variables utilisées ne sont pas logarisées. Aucune variable de contrôle n'a été insérée dans la régression. Il s'agit d'une simple minimisation des résidus au carrés (MCO) de forme quadratique afin d'obtenir une vision *a priori* de la relation entre les deux variables. Cette régression est réalisée pour l'ensemble des données, et pour quelques pays choisis. Les émissions sont en tonnes d'équivalent CO2 et le PIB en dollars courants.

Table 8: Régressions quadratiques des émissions de CO2 et GES.

	(1) CO2	(2) GES
$Y_{i,t}$	0.000123*** (0.0000164)	0.000137*** (0.0000210)
$(Y_{i,t})^2$	-7.21e-10*** (2.35e-10)	-9.58e-10*** (2.73e-10)
Constante	6.710*** (0.213)	9.274*** (0.320)
N	1181	1037

Notes : Ce tableau condense les estimations de coefficients pour des régressions quadratiques des émissions de CO2 et de GES "pooled" sans variable de contrôle, $Y_{i,t}$ étant le PIB réel par habitant en dollars. Les erreurs standards robustes sont entre parenthèses. Les données proviennent d'OCDE.Stat et de World Bank Data (1990-2020).

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Figure 4: Matrices de corrélation entre les variables dépendantes, indépendantes et de contrôle

Matrix of correlations 1

Variables	(1)	(2)	(3)
(1) log(CO2 emissions per capita)	1.000		
(2) log(RGDP per capita)	0.406	1.000	
(3) log(RGDP per capita) ²	0.406	0.997	1.000

Matrix of correlations 2

Variables	(1)	(2)	(3)
(1) log(GHG emissions per capita)	1.000		
(2) log(RGDP per capita)	0.386	1.000	
(3) log(RGDP per capita) ²	0.377	0.997	1.000

Matrix of correlations 3

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
(1) log(RGDP per capita)	1.000									
(2) fossil fuel cons.	-0.179	1.000								
(3) life expectancy	0.843	-0.215	1.000							
(4) net migration	0.246	0.120	0.136	1.000						
(5) patent applications	0.167	0.141	0.086	0.674	1.000					
(6) tax revenue percentage	0.183	-0.087	0.264	-0.223	-0.332	1.000				
(7) trade	0.138	0.005	0.077	-0.250	-0.253	0.280	1.000			
(8) unemployment rate	-0.315	-0.025	-0.247	-0.115	-0.164	0.003	-0.060	1.000		
(9) clean energy percentage	0.233	-0.700	0.263	-0.031	-0.023	-0.013	-0.092	-0.035	1.000	
(10) pop_density_km2	0.110	0.351	0.183	-0.077	0.080	0.252	0.496	-0.188	-0.188	1.000

Matrix of correlations 4

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
(1) log(CO2 emissions per capita)	1.000									
(2) fossil fuel cons.	0.102	1.000								
(3) life expectancy	0.297	-0.266	1.000							
(4) net migration	0.421	0.109	0.146	1.000						
(5) patent applications	0.320	0.132	0.097	0.670	1.000					
(6) tax revenue percentage	0.030	-0.109	0.297	-0.206	-0.316	1.000				
(7) trade	0.098	0.012	0.071	-0.243	-0.247	0.281	1.000			
(8) unemployment rate	-0.237	-0.024	-0.207	-0.099	-0.154	-0.014	-0.075	1.000		
(9) clean energy percentage	-0.081	-0.709	0.294	-0.022	-0.018	0.003	-0.095	-0.015	1.000	
(10) pop_density_km2	0.034	0.332	0.199	-0.072	0.085	0.261	0.489	-0.179	-0.177	1.000

Matrix of correlations 5

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
(1) log(GHG emissions per capita)	1.000									
(2) fossil fuel cons.	0.134	1.000								
(3) life expectancy	0.304	-0.192	1.000							
(4) net migration	0.417	0.166	0.060	1.000						
(5) patent applications	0.286	0.170	0.057	0.670	1.000					
(6) tax revenue percentage	0.108	-0.158	0.259	-0.266	-0.362	1.000				
(7) trade	0.099	-0.105	0.082	-0.271	-0.261	0.195	1.000			
(8) unemployment rate	-0.251	0.014	-0.264	-0.091	-0.166	0.029	-0.017	1.000		
(9) clean energy percentage	-0.127	-0.693	0.280	-0.062	-0.043	0.032	-0.023	-0.078	1.000	
(10) pop_density_km2	0.035	0.370	0.159	-0.103	0.181	-0.055	0.246	-0.204	-0.138	1.000

Matrix of correlations 6

Variables	(1)	(2)
(1) CO2 emissions per capita	1.000	
(2) GHG emissions per capita	0.947	1.000

Table 9: Régressions "pooled" des émissions de CO2.

	(1) Linéaire	(2) Linéaire Contrôles	(3) Quadratique	(4) Quadratique Contrôles
$\log Y_{i,t}$	0.178*** (0.0520)	0.175* (0.0945)	0.0696 (0.382)	0.231 (0.401)
$(\log Y_{i,t})^2$			0.00597 (0.0215)	-0.00323 (0.0238)
Constant	0.365 (0.516)	0.992 (1.835)	0.843 (1.721)	0.712 (2.898)
Fossil fuel cons.		0.00537 (0.00416)		0.00537 (0.00415)
Life expectancy		-0.0150 (0.0327)		-0.0145 (0.0336)
Net migration		0.000000463*** (0.000000144)		0.000000464*** (0.000000144)
Population density		-0.000530* (0.000293)		-0.000538* (0.000312)
Patent applications		0.00000176 (0.00000115)		0.00000178 (0.00000115)
Tax revenue		0.00691 (0.00787)		0.00686 (0.00777)
Trade		0.00214** (0.000985)		0.00218* (0.00109)
Unemployment		-0.0171* (0.00986)		-0.0173* (0.0101)
N	1181	854	1181	854
Adjusted R^2	0.1648	0.3859	0.1652	0.3859
F -stat	164.60***	81.29***	89.51***	76.65***

Notes : Ce tableau contient les coefficients de régression pour les émissions de CO2 en tonnes par habitant. Les résultats sont exprimés pour les formes linéaires et quadratiques, avec et sans variables de contrôle. Les erreurs standards robustes et clustered par pays sont entre parenthèses. Les données proviennent d'OCDE.Stat et de World Bank Data (1990-2020).

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 10: Régressions "pooled" des émissions de GES.

	(1) Linéaire	(2) Linéaire Contrôles	(3) Quadratique	(4) Quadratique Contrôles
$\log Y_{i,t}$	0.167*** (0.0549)	0.111 (0.120)	0.656 (0.422)	0.857** (0.393)
$(\log Y_{i,t})^2$			-0.0267 (0.0234)	-0.0421* (0.0226)
Constant	0.736 (0.544)	0.633 (1.887)	-1.466 (1.919)	-3.153 (2.881)
Fossil fuel cons.		0.00496 (0.00398)		0.00481 (0.00383)
Life expectancy		0.000340 (0.0363)		0.00757 (0.0367)
Net migration		0.000000528*** (0.000000122)		0.000000550*** (0.000000122)
Population density		-0.000467 (0.000450)		-0.000518 (0.000453)
Patent applications		0.00000122 (0.000000893)		0.00000130 (0.000000822)
Tax revenue		0.0135 (0.00929)		0.0131 (0.00859)
Trade		0.00175* (0.000945)		0.00217* (0.00111)
Unemployment		-0.0194* (0.00971)		-0.0218** (0.00941)
N	1037	754	1037	754
Adjusted R^2	0.1487	0.3938	0.1569	0.4092
F -stat	138.42***	96.99***	68.59***	94.35***

Notes : Ce tableau contient les coefficients de régression "pooled" pour les émissions de GES en tonnes d'équivalent CO2 par habitant. Les résultats sont exprimés pour les formes linéaires et quadratiques, avec et sans variables de contrôle. Les erreurs standards robustes et clustered par pays sont entre parenthèses. Les données proviennent d'OCDE.Stat et World Bank Data (1990-2020).

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 11: Résultats des tests de Hausman entre modèles à effets fixes et aléatoires pour différentes régressions des émissions de CO2 et GES.

		Linéaire	Linéaire	Quadratique	Quadratique
CO2	$\chi^2(n)$	18.02	27.71	21.13	28.70
	Prob> $\chi^2(n)$	0.0000	0.0002	0.0000	0.0004
GES	$\chi^2(n)$	19.47	24.57	22.71	35.49
	Prob> $\chi^2(n)$	0.0000	0.0009	0.0000	0.0000
Contrôles			✓		✓

Notes : Le tableau contient les différentes statistiques de test observées d'un test de Hausman entre les différents modèles estimés avec effets fixes et aléatoires. La probabilité que la statistique de test observée soit de 0 selon la distribution du $\chi^2(n)$ étant plus petite que 1% dans tous les cas, nous rejetons l'utilisation du modèle avec effets aléatoires.

Table 12: Régressions des émissions de CO2 avec effets fixes.

	(1) Linéaire	(2) Linéaire Contrôles	(3) Quadratique	(4) Quadratique Contrôles
$\log Y_{i,t}$	0.00166 (0.0211)	0.0662*** (0.0221)	0.573*** (0.133)	0.348*** (0.119)
$(\log Y_{i,t})^2$			-0.0323*** (0.00737)	-0.0176** (0.00745)
Constant	2.046*** (0.202)	1.008 (1.071)	-0.421 (0.603)	-0.909 (1.528)
Fossil fuel cons.		0.0166*** (0.00426)		0.0154*** (0.00388)
Life expectancy		-0.00981 (0.0125)		0.00225 (0.0143)
Net migration		0.000000209* (0.000000112)		0.000000198* (9.88e-08)
Population density		-0.000395 (0.000770)		-0.000115 (0.000724)
Patent applications		0.00000138 (0.00000145)		0.00000143 (0.00000128)
Tax revenue		0.00233 (0.00190)		0.00205 (0.00179)
Trade		-0.000423 (0.000590)		-0.000616 (0.000604)
Unemployment		-0.00236 (0.00236)		-0.00352 (0.00227)
N	1181	854	1181	854
Adjusted R^2	0.9306	0.9683	0.9397	0.97
F -stat	0.11	61.57***	85.88***	63.33***

Notes : Ce tableau contient les coefficients de régression avec effets fixes pour les émissions de CO2 en tonnes par habitant. Les résultats sont exprimés pour les formes linéaires et quadratiques, avec et sans variables de contrôle. Les erreurs standards robustes et clustered par pays sont entre parenthèses. Les données proviennent d'OCDE.Stat et World Bank Data (1990-2020).

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 13: Régressions des émissions de GES avec effets fixes.

	(1) Linéaire	(2) Linéaire Contrôles	(3) Quadratique	(4) Quadratique Contrôles
$\log Y_{i,t}$	-0.0229 (0.0209)	0.0456* (0.0259)	0.637*** (0.127)	0.491*** (0.133)
$(\log Y_{i,t})^2$			-0.0367*** (0.00689)	-0.0267*** (0.00794)
Constant	2.574*** (0.202)	2.273** (1.117)	-0.334 (0.586)	-0.401 (1.442)
Fossil fuel cons.		0.0124*** (0.00405)		0.0104*** (0.00355)
Life expectancy		-0.0139 (0.0132)		-0.00159 (0.0138)
Net migration		0.000000253** (0.000000114)		0.000000234** (9.53e-08)
Populatin density		-0.00208 (0.00179)		-0.00105 (0.00170)
Patent applications		0.00000176 (0.00000159)		0.00000178 (0.00000131)
Tax revenue		0.00298 (0.00206)		0.00245 (0.00181)
Trade		-0.000186 (0.000649)		-0.000492 (0.000656)
Unemployment		-0.00134 (0.00238)		-0.00277 (0.00221)
N	1037	754	1037	754
Adjusted R^2	0.9364	0.9661	0.9491	0.9705
F -stat	19.82***	44.80***	137.76***	56.82***

Notes : Ce tableau contient les coefficients de régression avec effets fixes pour les émissions de GES en tonnes d'équivalent CO2 par habitant. Les résultats sont exprimés pour les formes linéaires et quadratiques, avec et sans variables de contrôle. Les erreurs standards robustes et clustered par pays sont entre parenthèses. Les données proviennent d'OCDE.Stat et World Bank Data (1990-2020).

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 14: Régressions des émissions de CO2 avec effets fixes et temporels.

	(1) Linéaire	(2) Linéaire Contrôles	(3) Quadratique	(4) Quadratique Contrôles
$\log Y_{i,t}$	0.140*** (0.0315)	0.105*** (0.0232)	0.225 (0.154)	0.116 (0.140)
$(\log Y_{i,t})^2$			-0.00548 (0.00985)	-0.000721 (0.00899)
Fossil fuel cons.		0.0124*** (0.00393)		0.0124*** (0.00386)
Life expectancy		0.0421** (0.0171)		0.0420** (0.0170)
Net migration		0.000000189** (7.68e-08)		0.000000190** (7.58e-08)
Population density		-0.000208 (0.000550)		-0.000202 (0.000560)
Patent applications		0.00000141* (0.000000781)		0.00000141* (0.000000780)
Tax revenue		0.00132 (0.00158)		0.00131 (0.00154)
Trade		-0.000269 (0.000727)		-0.000284 (0.000797)
Unemployment		-0.000618 (0.00235)		-0.000663 (0.00240)
N	1181	854	1181	854
Adjusted R^2	0.9527	0.9761	0.9528	0.9761
F -stat	19.18***	30.00***	18.69***	29.11***

Notes : Ce tableau contient les coefficients de régression avec effets fixes et temporels pour les émissions de CO2 en tonnes par habitant. Les résultats sont exprimés pour les formes linéaires et quadratiques, avec et sans variables de contrôle. Les erreurs standards robustes et clustered par pays sont entre parenthèses. Les données proviennent d'OCDE.Stat et World Bank Data (1990-2020).

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 15: Régressions des émissions de GES avec effets fixes et temporels.

	(1) Linéaire	(2) Linéaire	(3) Quadratique	(4) Quadratique
$\log Y_{i,t}$	0.136*** (0.0362)	0.116*** (0.0340)	0.340** (0.144)	0.222 (0.139)
$(\log Y_{i,t})^2$			-0.0133 (0.00886)	-0.00703 (0.00841)
Fossil fuel cons.		0.00806** (0.00357)		0.00796** (0.00349)
Life expectancy		0.0434** (0.0179)		0.0421** (0.0177)
Net migration		0.000000203** (7.58e-08)		0.000000207*** (7.43e-08)
Population density		-0.000941 (0.00109)		-0.000837 (0.00110)
Patent applications		0.00000173** (0.000000755)		0.00000173** (0.000000757)
Tax revenue		0.00299 (0.00203)		0.00278 (0.00183)
Trade		-0.0000425 (0.000848)		-0.000155 (0.000871)
Unemployment		0.000346 (0.00240)		-0.000108 (0.00243)
N	1037	754	1037	754
Adjusted R^2	0.9583	0.9770	0.9591	0.9771
F -stat	20.05***	27.93***	20.51***	27.44***

Notes : Ce tableau contient les coefficients de régression avec effets fixes et temporels pour les émissions de GES en tonnes d'équivalent CO2 par habitant. Les résultats sont exprimés pour les formes linéaires et quadratiques, avec et sans variables de contrôle. Les erreurs standards robustes et clustered par pays sont entre parenthèses. Les données proviennent d'OCDE.Stat et World Bank Data (1990-2020).

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$